

G7604

## COMPARAISON DES ELEVAGES DE SELECTION FRANCAIS SUR LES PERFORMANCES D'ENGRAISSEMENT ET DE CARCASSE DE LEURS PORCS

*D. TASTU, M. MOLENAT, L. OLLIVIER \**

*I.N.R.A. - Station de Génétique quantitative et appliquée  
C.N.R.Z. - 78350 Jouy-en-Josas*

Depuis quelques années le contrôle individuel se généralise comme méthode de choix des verrats destinés à la reproduction. Les stations autrefois consacrées à l'épreuve des verrats sur leur descendance (testage) sont de plus en plus utilisées aujourd'hui comme complément du contrôle individuel (étude de critères nouveaux, estimation des paramètres génétiques, mesure du progrès génétique) et pour le contrôle des produits terminaux des schémas de croisement. Ces stations peuvent également être utilisées pour comparer les niveaux de production des élevages de sélection.

Cet article se propose d'analyser les résultats du contrôle de descendance en vue :

- 1) d'estimer la part de variation due au troupeau d'origine
- 2) d'étudier la validité d'une comparaison entre troupeaux sur la base des résultats recueillis en station.

### I - MATERIEL ET METHODES

#### 1/ Matériel animal :

L'analyse ci-après a porté sur les animaux des races **Large White** et **Landrace français** contrôlés en 1973 et 1974 dans les Stations de Jouy-la-Minière (1) (Yvelines), Rennes - Le Rheu (Ille-et-Vilaine), Le Deschaux (Jura), Mauron (Morbihan) et Le Transloy (Pas-de-Calais).

Pour chaque année, nous avons retenu les élevages qui comptaient un minimum de 3 lots dans deux bandes différentes. Le tableau 1 donne les nombres de troupeaux, de bandes et d'animaux retenus pour l'analyse. Le nombre de porcs contrôlés annuellement par troupeau est de l'ordre de 10 et le nombre de porcs par bande de l'ordre de 18.

**TABLEAU 1**  
EFFECTIFS RETENUS POUR L'ANALYSE

	LARGE WHITE	LANDRACE FRANCAIS	TOTAL
<b>ANNEE 1973 :</b>			
Nombre de troupeaux . . . . .	32	23	55
Nombre de bandes . . . . .	16	16	32
Nombre d'animaux . . . . .	294	280	574
<b>ANNEE 1974 :</b>			
Nombre de troupeaux . . . . .	43	21	64
Nombre de bandes . . . . .	27	23	50
Nombre d'animaux . . . . .	562	296	858

(1) fermée fin 1973.

\* Avec la collaboration de : D. BRAULT, Y. HOUIX, C. PERROCHEAU, A. PETIT, M. RENAULT. Directeurs de stations.

## 2/ Principe du contrôle et mesures considérées :

Lorsqu'un éleveur désire soumettre un verrat à l'épreuve de descendance il fait parvenir aux stations des filles issues de ces verrats, par lots de 2 soeurs de portée. Les modalités de contrôle de ces femelles ont été décrites par RUNAVOT et al. (1973). Parmi les 23 variables analysées par les précédents auteurs, nous en avons retenu 13.

## 3/ Méthode d'analyse :

L'échantillon a été soumis successivement à 3 analyses statistiques :

- **1ère analyse** : Pour chaque race, les données ont été classées dans l'ordre hiérarchique de facteurs "année", "station", "bande", "troupeau", ce qui a permis d'analyser la variance de chaque caractère en composantes attachées à chacun de ces facteurs.
- **2ème analyse** : La méthode appliquée est la même que précédemment, avec remplacement du facteur "troupeau" par le facteur "père".
- **3ème analyse** : Pour chaque combinaison race-année, les données ont été classées selon deux facteurs (il s'agit ici d'une classification "croisée") :
  - le troupeau d'origine,
  - la bande de contrôle.

Nous formulons l'hypothèse que la performance d'un individu résulte de l'addition de l'effet de sa bande de contrôle et de l'effet du troupeau dans lequel il est né. Il s'agit d'un modèle additif sans interaction :

$$X_{ijk} = \mu + b_i + t_j + e_{ijk}$$

où

- $X_{ijk}$  : performance de l'individu k issu du troupeau j, contrôlé dans la bande i,
- $\mu$  : constante commune à toutes les observations ( $\mu$  est égale à la moyenne générale de la population dans le cas d'un dispositif équilibré),
- $b_i$  : effet propre à la bande i,
- $t_j$  : effet attaché au troupeau j,
- $e_{ijk}$  : écart de l'individu k à la moyenne des animaux du même troupeau j contrôlés dans la même bande i. C'est une variable aléatoire supposée normale, d'espérance nulle et de variance  $\sigma_e^2$ .

L'analyse des moindres carrés consiste à estimer les valeurs les plus vraisemblables de  $\mu$ ,  $b_i$ ,  $t_j$  en rendant minimum l'expression  $\sum e_{ijk}^2$ .

Elle se déroule en deux étapes :

- 1<sup>o</sup>/ test de conformité des données à l'hypothèse d'additivité, pour savoir si les effets attachés à chaque élevage sont les mêmes dans toutes les bandes, ce qui revient à tester les interactions entre les effets principaux postulés.
- 2<sup>o</sup>/ estimation des effets principaux. L'analyse permet de tester séparément la signification des effets principaux et d'estimer les  $b_i$  et  $t_j$ .

## II — RESULTATS

## ● 1ère analyse :

Les résultats sont donnés au tableau 2 pour les deux races étudiées.

TABLEAU 2

COMPOSANTES DE LA VARIANCE INTRA-ANNEE EXPRIMEES EN POURCENTAGE DE LA SOMME DES COMPOSANTES "STATION" "BANDE" "TROUPEAU" ET "RESIDUELLE"

	LARGE WHITE				LANDRACE FRANCAIS			
	STATION INTRA-ANNEE	BANDE INTRA-STATION	TROUPEAU INTRA-BANDE	RESIDUELLE	STATION INTRA-ANNEE	BANDE INTRA-STATION	TROUPEAU INTRA-BANDE	RESIDUELLE
Degrés de liberté	7	34	195	618 (190) *	7	30	103	430 (146) *
Gain moy. quo.	4,7	11,2	15,2	68,9	8,1	0	21,7	70,2
Indice de consommation	6,4	19,4	9,1	65,1	28,6	14,1	12,3	45,0
Poids net	43,2	6,1	9,1	41,6	37,2	4,4	13,4	45,0
Poids de jambon	43,2	7,5	8,6	40,7	29,9	3,2	23,6	43,3
Poids de longe	17,1	7,3	17,0	58,6	16,8	9,0	24,4	49,8
Poids de bardière	4,6	6,1	24,3	65,0	5,2	0	34,0	60,8
Poids de panne	0	10,2	23,3	66,5	9,7	0	26,5	63,8
Lard $\frac{\text{dos} + \text{reïn}}{2}$	10,1	6,8	24,8	58,3	15,9	0	27,4	56,7
Longueur	32,1	3,1	15,6	49,2	32,5	1,9	20,8	44,8
Surface de noix	13,5	7,7	21,2	57,6	10,5	14,2	25,2	50,1
pH	26,1	7,5	9,5	56,9	32,3	12,3	13,6	41,8
Réfectance	17,4	17,9	14,9	49,8	8,0	19,6	15,8	56,6
Rétention d'eau	11,2	4,8	16,8	67,2	2,2	4,5	20,6	72,7

\* Pour l'Indice de consommation il s'agit de la moyenne des 2 animaux du même lot d'où une réduction du nombre de degrés de liberté.

Les composantes "année" n'y sont pas reportées, car elles sont toutes faibles et souvent négatives.

Les composantes "station" sont dans l'ensemble élevées et plus particulièrement pour le poids net, pour certaines mesures liées à la découpe (jambon, longe) pour la longueur et pour deux mesures de qualité de viande (réfectance et pH). Ces effets "station" pourraient résulter de différences systématiques :

- dans les modalités de mise à jeûn avant abattage et aussi peut être de séparation de la tête et du reste de la carcasse pour le poids net ;
- dans la découpe pour les poids des morceaux ;
- dans la prise des repères anatomiques pour la longueur ;
- dans l'étalonnage des appareils pour les mesures de qualité de la viande.

Les composantes "bande intra-station" sont dans l'ensemble moins importantes que les composantes "station". Les effets "bande" sont liés principalement à des variations dans les conditions de milieu dans les stations (saisonniers en particulier) et de ce fait concernent plus les caractères d'engraissement (à l'exception du GMQ en Landrace) et de qualité de viande (surtout réfectance et pH) que les mesures de carcasse.

Les composantes "troupeau" sont relativement importantes et, du moins pour la race **Large White**, cette composante est surtout importante pour les mesures liées à l'adiposité et pour la surface de noix. On retrouve la même tendance en Landrace où cette composante est, pour toutes les variables, supérieure à celle obtenue

en Large White. Les effets troupeaux sont dus à des variations à la fois génétiques et de milieu, liées à l'élevage dans lequel sont nés les animaux contrôlés.

● 2ème analyse :

Les résultats sont donnés au tableau 3.

TABLEAU 3

COMPOSANTES DE LA VARIANCE INTRA-ANNEE EXPRIMEES EN POURCENTAGE DE LA SOMME DES COMPOSANTES "STATION" "BANDE" "PERE" ET "RESIDUELLE"

	LARGE WHITE				LANDRACE FRANCAIS			
	STATION INTRA- ANNEE	BANDE INTRA- STATION	PERE INTRA- BANDE	RESIDUELLE	STATION INTRA- ANNEE	BANDE INTRA- STATION	PERE INTRA- BANDE	RESIDUELLE
Degrés de liberté	7	34	236	577 (149) *	7	30	154	379 (95) *
Gain moyen quotid.	4,7	11,2	18,0	66,1	8,0	0	30,9	61,1
Indice de consom.	6,4	18,7	16,1	58,8	28,5	14,6	19,8	37,1
Poids net	43,3	6,2	9,6	40,9	37,0	6,1	12,8	44,1
Poids de jambon	43,2	7,4	10,9	38,5	29,5	6,6	20,0	43,9
Poids de longe	17,0	7,7	18,2	57,1	16,5	12,1	22,7	48,7
Poids de bardière	4,6	6,0	29,9	59,5	4,8	3,4	36,4	55,4
Poids de panne	0	10,5	27,2	62,3	9,6	1,4	27,8	61,2
Lard <u>dos + rein</u> 2	10,1	7,4	25,9	56,6	16,2	0	25,7	58,1
Longueur	32,1	3,2	18,1	46,6	32,3	3,8	22,9	41,0
Surface de noix	13,5	7,9	24,5	54,1	10,1	17,3	23,9	48,7
pH	26,1	8,0	8,0	57,9	32,2	13,6	14,4	39,8
Réfectance	17,4	18,3	15,0	49,3	7,8	20,3	21,5	50,4
Rétention d'eau	11,2	5,2	17,5	66,1	2,0	5,9	25,2	66,9

\* Pour l'indice de consommation il s'agit de la moyenne des 2 animaux du même lot d'où une réduction du nombre de degrés de liberté.

La comparaison des tableaux 2 et 3 fait ressortir la quasi-identité des effets "station" et "bande", ce qui était prévisible puisque, pour ces 2 facteurs, il s'agit en fait de la même analyse. Mais il faut surtout remarquer que les composantes "père" du tableau 3 sont à peine supérieures aux composantes "troupeau" du tableau 2. Cela indique qu'il y a confusion dans les estimations des effets "père" et des effets "troupeaux", comme le confirme la comparaison des degrés de liberté, très voisins pour ces 2 effets. Le nombre moyen de pères par troupeau dans une bande est en effet de 1,2. Chaque troupeau est donc représenté dans une bande par des descendants rarement issus de plus de un verrat.

● 3ème analyse :

Le tableau 4 montre que, dans à peu près 2 cas sur 3, le modèle additif postulé n'est pas compatible avec les observations et doit être rejeté. Autrement dit, les élevages ne se classent pas de la même façon selon la bande considérée. La raison de cette interaction apparaît clairement à la lumière des 2 analyses précédentes : les verrats qui représentent chaque élevage étant généralement peu nombreux dans chaque bande, l'effet "troupeau" est en fait lié au verrat utilisé dans chacune des bandes et cet effet change donc quand le verrat lui-même est changé.

Les résultats des tests d'interaction sur les 4 échantillons (LW 73, LW 74, LF 73, LF 74) sont à rapprocher des effectifs du tableau 1. On voit que le nombre des tests non significatifs est voisin pour les 3 échantillons de même taille (6 en LW 73, 4 en LF 73 et 5 en LF 74) alors que un test seulement n'atteint pas le seuil de signification de 5 % dans l'échantillon le plus important (LW 74). On peut donc supposer qu'avec des effectifs plus importants tous les tests d'interaction eussent été significatifs.

TABLEAU 4

RESULTATS DE L'ANALYSE DE VARIANCE. Test F

NS = non significatif    \* P &lt; 0,05    \*\* P &lt; 0,01    \*\*\* P &lt; 0,001    — pas de test

	GMQ	IC	Poids net	Poids jambon	Poids longe	Poids bardière	Poids panne	Ep. lard	Long.	Surface noix	pH	Réfectance	Rétention eau
LW 1973													
Interaction	***	NS	NS	**	NS	**	**	***	NS	NS	NS	***	***
Effet troupeau	—	NS	NS	—	***	—	—	—	***	***	*	—	—
Effet bande	—	**	***	—	***	—	—	—	***	***	***	—	—
LW 1974													
Interaction	***	*	***	NS	***	***	***	***	***	***	***	***	**
Effet troupeau	—	—	—	—	**	—	—	—	—	—	—	—	—
Effet bande	—	—	—	—	***	—	—	—	—	—	—	—	—
LF 1973													
Interaction	***	NS	***	***	**	NS	NS	**	NS	**	**	**	***
Effet troupeau	—	NS	—	—	—	***	***	—	***	—	—	—	—
Effet bande	—	**	—	—	—	***	***	—	***	—	—	—	—
LF 1974													
Interaction	NS	NS	*	NS	**	*	NS	*	NS	*	***	***	**
Effet troupeau	***	*	—	***	—	—	***	—	***	—	—	—	—
Effet bande	***	***	—	***	—	—	NS	—	***	—	—	—	—

Malgré les réserves précédentes, le test statistique des effets principaux, "troupeau" et "bande", a été appliqué aux variables pour lesquelles le modèle additif est acceptable. On retrouve, pour ces variables, confirmation des résultats de la 1ère analyse, à savoir que les effets "bande" - qui ici incluent les différences entre stations - sont souvent plus significatifs que les effets "troupeau" (à l'exception de la panne en Landrace).

### III – DISCUSSION ET CONCLUSIONS

L'analyse qui vient d'être présentée met d'abord en évidence l'importance des différences entre les 5 stations françaises de contrôle de descendance. Il s'agit ici de variations liées principalement au lieu des mesures. Le tableau 5 permet de comparer ces variations "dans l'espace" aux variations observées "dans le temps" sur la période 1953-66 (OLLIVIER, 1969 et 1970) : les premières sont plus faibles que les secondes pour les critères d'engraissement, mais l'inverse est observé pour les mesures de carcasse (sauf pour la bardière et la panne) pour lesquelles l'importance des différences entre stations peut atteindre, sur une année, plus de 4 fois celle observée sur 14 années à la même station. Cela montre bien les difficultés de réalisation d'une découpe et de mesures sur carcasses homogènes dans plusieurs abattoirs. Il est peu probable, bien qu'on ne puisse rigoureusement exclure cette éventualité, que les différences entre stations soient dues à des différences de niveau génétique moyen entre les groupes d'élevages fournisseurs de chaque station.

L'élimination statistique des effets "station" paraît donc essentielle avant toute comparaison entre troupeaux. Mais on se heurte alors à la difficulté due à la non-additivité des effets "troupeau" et des effets "bande". Des interactions similaires (bande x type génétique) ont été précédemment obtenues dans ces mêmes stations par MOLENAT et al. (1974) qui les attribuent à la taille limitée des bandes et à une réduction des effectifs par bande de certains types génétiques. La même remarque vaut a fortiori quand on remplace "type génétique" par "troupeau", et ce d'autant plus que très souvent, comme on l'a noté plus haut, le troupeau est représenté dans une bande par un seul verrat.

**TABLEAU 5**  
**COMPARAISON DES VARIANCES ENTRE ANNEES ET ENTRE STATIONS**  
 (femelles Large White)

	VARIANCES ENTRE ANNEES	VARIANCE ENTRE STATIONS
	Période 1953-66 (OLLIVIER, 1969 et 1970)	Période 1973-74 (présente étude)
Gain moyen quotidien (g) . . . . .	1339	422
Indice de consommation . . . . .	0,056	0,011
Poids net (kg) . . . . .	0,87	1,52
Poids de jambon (kg) . . . . .	0,021	0,093
Poids de longe (kg) . . . . .	0,043	0,105
Poids de bardière (kg) . . . . .	0,022	0,018
Poids de panne (kg) . . . . .	0,003	0
Longueur (mm) . . . . .	116	213
Lard : (reins + dos)/2 (mm) . . . . .	0,43	1,68

L'interprétation des effets principaux, en présence d'interactions entre ces effets, est moins simple que dans le cas d'un modèle additif ; cette question est discutée par KEMPTHORNE (1952, p. 91). Le test d'un facteur impose alors de spécifier les niveaux de l'autre facteur. Ainsi, dans notre cas, si tous les troupeaux comparés étaient représentés dans toutes les bandes, on pourrait tester les différences entre troupeaux sur la base des moyennes des combinaisons "bande-troupeau" (ou cellules). Mais cette démarche n'est plus possible lorsque des cellules sont vides, car on voit immédiatement qu'un troupeau qui n'est pas représenté dans une bande dont le niveau est faible est, de ce seul fait, avantagé par rapport aux autres, et les comparaisons effectuées sont alors sans valeur.

Une autre difficulté, indépendante de l'existence ou non de cellules vides, vient de la confusion qui existe entre le facteur "troupeau" et le facteur "père". Dans ces conditions, l'effet "troupeau" qui serait estimé revient à accorder à chaque verrat une pondération à peu près proportionnelle au nombre de bandes différentes dans lesquelles il est représenté, pondération qui n'est pas nécessairement le reflet exact de la contribution génétique du verrat au troupeau. Mais il y a tout lieu de supposer par ailleurs que les différences d'origine non génétique entre troupeau sont peu importantes : les estimations de la littérature sont généralement faibles (voir, par exemple, JONSSON et KING, 1962) et d'autre part ces différences doivent être liées principalement à la croissance du jeune sous la mère, dont les effets sur les performances ultérieures sont faibles. On peut donc considérer que l'effet "troupeau" a en lui-même peu d'intérêt et qu'il peut être remplacé par l'ensemble des effets "père" de chaque troupeau. Le problème de la comparaison entre troupeaux est alors ramené à celui de la comparaison des valeurs génétiques des reproducteurs qui le constituent.

Une méthode plus simple consiste à calculer par élevage la moyenne des écarts de ses animaux à la moyenne des bandes dans lesquelles ils sont contrôlés. On peut penser que cette méthode donnera des résultats équivalents à la précédente si les pères de chaque élevage sont représentés par des nombres de descendants à peu près égaux dans chaque bande.

Quelle que soit la méthode utilisée, il faut s'attendre à obtenir des classements de troupeaux peu répétables dans le temps, car les échanges entre élevages sont fréquents et de ce fait on ne compare pas des lignées isolées génétiquement. Dans ces conditions, le niveau génétique moyen (par rapport à la race) d'un élevage donné ne doit pas être considéré comme un acquis définitif de l'élevage, mais plutôt comme une information supplémentaire pouvant inciter l'éleveur à poursuivre ou à intensifier son effort de sélection.

\*

\*                      \*

## BIBLIOGRAPHIE

- JONSSON P., KING J.W.B., 1962. Sources of variation in Danish Landrace pigs at progeny-testing stations. *Acta Agric. scand.*, **12**, 68-80.
- KEMPTHORNE O., 1952. *The Design and Analysis of Experiments*. Wiley, New-York.
- MOLENAT M., HOUIX Y., POULENC J., 1974. Contrôles d'engraissement et de carcasses en station chez les Porcins. Bilan et réflexions (1967-1973). *Buil. tech. Dép. Génét. anim. (Inst. nat. Rech. Agron. Fr)*, n° 18.
- OLLIVIER L. 1969. Paramètres génétiques du porc Large White français. **Journées de la Recherche Porcine en France 1969**, 7-12. Institut technique du Porc, Paris.
- OLLIVIER L., 1970. L'épreuve de descendance chez le porc Large White français de 1953 à 1956. I-Analyse de la variation. *Ann. Génét. Sél. anim.*, **2**, 311-324.
- RUNAVOT J.P., SELLIER P., OLLIVIER L., 1973. Evaluation des performances d'engraissement et de carcasse des produits terminaux de schémas de sélection et croisement. *Méthodologie, premiers résultats. Journées de la Recherche Porcine en France 1973*, 181-188, Institut technique du Porc, Paris.